

中学生の高校進学動機が時間的態度に及ぼす影響[†]

石嶋 宏規*・橘川 真彦**

那須塩原市立稲村小学校*

宇都宮大学教育学部**

本研究の目的は、自己決定理論における動機づけ分類に基づいた中学生の高校進学動機が、時間的態度に及ぼす影響について検討することである。質問紙調査を中学生1～3年生の514名に実施し、多変量解析を用いて分析した。高校進学動機3因子を独立変数、時間的態度（充実感尺度・希望尺度）を従属変数とする重回帰分析を学年別に行った結果、及び3年生データを対象に高校進学動機の複合的タイプと時間的態度の関係について1要因の分散分析を行った結果から、「外的・取り入りの調整」では時間的態度に対して負の影響を与える傾向があること、「同一化的調整」と「統合的・内的調整」では正の影響を与える傾向があることなどが明らかにされた。これらの結果は、自己決定性の認知や自己決定感の観点から考察された。

キーワード： 高校進学動機、時間的態度、自己決定理論、中学生、進路指導

問題と目的

平成17年度中学卒業者の高校進学率は97.6%であり（平成17年度学校基本調査）、ほとんど全ての中学生が高等学校に進学している。しかし、高校に進学する動機は多様であり、個人差が存在することが明らかにされている。

文部省（1999）の調査によると、高校進学を希望する理由（複数回答）は、「将来の仕事に役立つ専門的な知識・技術を身につけたいから」（38.3%）、「大学など、上級学校に進学したいから」（37.8%）が多く、次いで「学校生活を楽しみたいから」（26.2%）、「希望する職業に就くために必要な資格をとりたいから」（22.3%）という理由が多い。また少数ではあ

るが、「高校などに進学することが当然だと思っているから」（11.3%）、「みんなが進学するから」（4.3%）、「両親など家族の者がすすめるから」（3.3%）などの消極的な理由も存在する。

そして、このような高校進学動機の個人差は、高校入学後の学校適応や中途退学の問題と関連していることが指摘されており、近年、中学校から高校への学校移行と高校入学後の学校適応の関連について実証的研究が進められている（例えば、永作・新井, 2003）。

また、石嶋・橘川（2006）は、高校進学動機の個人差は、高校入学後の学校適応に限らず、中学校在学時の学校生活にも何らかの影響を与えていると推測し、高校進学動機が教育的進路成熟（進学先の選択・決定への取り組み姿勢）に及ぼす影響について検討を行った。その結果、高校進学動機から教育的進路成熟に対して有意な影響が認められ、高校進学動機は、教育的進

[†] Hironori ISHIJIMA* and Masahiko KIKKAW** :
The Effects of Motives for Entering High School on
Time Attitude in Junior High School Students.

* Inamura Elementary School

** Faculty of Education, Utsunomiya University

路成熟を規定する要因の1つである可能性が示唆された。

以上のように、高校進学動機に関する先行研究の結果から、いくつかの知見が得られている。しかし、高校進学動機に関する研究は、必ずしも多いとは言えず、高校進学動機と他の変数との関連性など、まだ多くの検討の余地が残されている。

そこで本研究では、高校進学動機と中学校生活の関連について更なる知見を加えるべく、高校進学動機と関連があると考えられる変数として時間的態度に注目した。

時間的態度とは、時間的展望の下位概念の1つであり、過去・現在・未来に対する感情的評価を意味する(白井, 1994a)。時間的展望とは、「ある一定の時点における個人の心理学的過去および未来についての見解の総体」(Lewin, 1951)であり、時間的態度は、時間的展望の情緒的側面にあたる(都筑, 1982)。

中学生にとって高校進学は、中学校生活における重要な関心事の1つであり、これからの自分の将来を方向付ける重要な選択局面の1つである。生徒自身が自律的な動機によって主体的に高校への進学を選択するのか、反対に、他律的な動機しかもてず、受動的な形で高校進学を選択するのかは、現在の生活や自分の未来に対する態度に影響を与えていることが推測される。

ところで、時間的態度に関する先行研究の結果から、時間的態度と抑うつ傾向との関連(林, 1994)、アパシー傾向との関連(杉山・神田, 1996)、無気力感(牧野・金築・宮下, 2003)との関連が明らかにされている。そして、いずれの研究においても、現在の生活や自分の未来を否定的に捉えているほど、抑うつ傾向、アパシー傾向、無気力感が高まることが明らかにされている。

また、小宮山・西村・西村(1963)は、時間

的展望と職業に対する態度の関連について検討を行い、男子では未来展望の明るいことが、女子では現在の生活が充実していることが職業選択に対するプランの分化を規定していることを明らかにしている。

さらに、小宮山(1975)は、未来展望の明暗と生活意識との関連について検討を行い、未来展望が明るいグループは、生きがい、幸福感、自信、連帯感などの肯定的な生活感情を抱きやすく、反対に、展望の暗いグループは、無力感、不安、能力の限界、劣等感などのネガティブな生活感情を抱きやすいことを明らかにしている。

加えて、未来展望の明暗と自己像の関連についても検討がなされており、自己の未来を積極的に位置づけ発展的なものとする者は、ポジティブな自己像をもっていること(都筑, 1984)、また、未来展望の明るい群は、自分を肯定的に見ているのに対して、暗い群は否定的に見ている者が多いこと(小宮山, 1989)が明らかにされている。

以上に挙げた時間的態度に関する先行研究は、大学生や専門学校生を対象に行われたものであり、これらの結果をそのまま中学生に当てはめて考えることは妥当ではない。しかし、年齢や生活環境の違いに関わらず、中学生においても現在の生活や自分の未来に対する感情的評価は、精神的健康や生活感情、また将来の職業に対する態度に影響を及ぼしていることが十分に予想される。

このように先行研究の知見から、時間的態度は、中学生の精神的健康や将来の職業選択など時間的展望の形成に関わる重要な変数であると考えられ、高校進学動機と時間的態度の関連について検討することは、有意義であるといえよう。

以上のことから、本研究では、中学生の高校進学動機が時間的態度に及ぼす影響について検

討することを目的とする。なお、高校進学動機を分類する枠組みとして、永作・新井（2003）及び石嶋・橘川（2006）と同様、自己決定理論（Deci & Ryan, 1985；Ryan & Deci, 2000a, 2000b, 2002）における動機づけ分類を援用する。

方法

（１）調査対象者

栃木県内の公立中学校に在籍する生徒 514 名（男子 243 名、女子 267 名、無回答 4 名）。石嶋・橘川（2006）と同一被験者である。その内訳は、1 年生 188 名（男子 86 名、女子 102 名）、2 年生 167 名（男子 82 名、女子 84 名、無回答 1 名）、3 年生 159 名（男子 75 名、女子 81 名、無回答 3 名）である。

なお、欠損値のあるデータは、分析ごとに除外した。

（２）調査時期及び調査手続き

2005 年 7 月 4 日から 8 日の期間に調査を実施した。クラスごとに集団で実施し、質問紙は学級担任が配布・回収を行った。

（３）調査内容

①高校進学動機

永作・新井（2003）の自律的高校進学動機尺度（原案）32 項目うち、26 項目を使用した。除かれた 6 項目については、「他の学校には学力が足りなかったから」、「説明会や情報誌などで調べて良いと思ったから」など、調査時期の 7 月の段階では、ほとんどの中学生に当てはまらない進学動機であると判断し、使用しなかった。回答については、4 段階評定（「4：とてもあてはまる」、「3：ややあてはまる」、「2：あまりあてはまらない」、「1：まったくあてはまらない」）で回答を求め、4－1 点が与えられた。

②時間的態度

白井（1994b）の時間的展望体験尺度のうち、下位尺度の「充実感」と「希望」を使用した。これらの尺度は、現在・未来に対する感情的評価を測定する尺度であり、得点が高いほど現在の生活や自分の未来を肯定的に捉えていることを表す。「充実感」尺度は、「毎日の生活が充実している」、「今の生活に満足している」などの 5 項目、「希望」尺度は、「自分の将来には希望がもてる」、「自分の将来は自分でできひらく自信がある」などの 4 項目から成る。回答については、5 段階評定（「5：あてはまる」、「4：どちらかといえばあてはまる」、「3：どちらともいえない」、「2：どちらかといえばあてはまらない」、「1：あてはまらない」）で回答を求め、5－1 点が与えられた。

結果と考察

（１）時間的態度の性差及び学年差

時間的態度とは、過去・現在・未来に対する感情的評価を意味する（白井, 1994a）。本研究では、未来と現在に対する態度を測定するために白井（1994b）の時間的展望体験尺度のうち「希望」尺度と「充実感」尺度を用いた。

「希望」尺度は、未来に対する態度を測定する尺度であり、得点が高いほど自分の未来を肯定的に捉えていることを示す。この尺度は、「1. 私の将来には、希望がもてる」、「2. 自分の将来は自分でできひらく自信がある」、「3. 将来のことはあまり考えたくない」、「4. 私には未来がないような気がする」の 4 項目から成り、このうち項目 3・4 が逆転項目である。なお、とりうる得点範囲は 4-20 点である。本研究における尺度得点の全体平均は 14.28、標準偏差は 3.46 であり、最小値は 4、最大値は 20 であった。また α 係数の値は $\alpha=.742$ であり、十分な内的整合性が認められた。

「充実感」尺度は、現在に対する態度を測定

する尺度であり、得点が高いほど現在の生活を肯定的に捉えていることを示す。この尺度は、「7.毎日の生活が充実している」、「8.今の生活に満足している」、「9.毎日が同じことのくり返しで退屈だ」、「10.毎日が何となく過ぎていく」、「11.今の自分は本当の自分ではないような気がする」の5項目から成り、このうち項目9・10・11は逆転項目である。なお、とりうる得点範囲は5-25点である。本研究における尺度得点の全体平均は17.40、標準偏差4.54であり、最小値は5、最大値は25であった。また α 係数の値は $\alpha=.773$ であり、十分な内的整合性が認められた。

時間的態度の性差及び学年差を明らかにするために、時間的態度の下位尺度「充実感」、「希望」の得点について、性と学年を要因とする2要因の分散分析を行った。その結果をTable 1に示す。また、各下位尺度の得点について学年別・性別の平均値のグラフをFigure 1~2に示す。

分析の結果、「充実感」、「希望」の両尺度において、学年の主効果（順に $F(2,495)=6.19, p<.01$; $F(2,498)=4.03, p<.05$ ）が認められた。Tukey 法による多重比較の結果、「充実感」、「希望」とも2年生に比べ1年生の方が有意に高かった。

Table 1 学年別・性別の時間的態度下位尺度得点の平均値・標準偏差および分散分析結果

		1年生			2年生			3年生			F値	多重比較 (Tukey法)
		男子	女子	全体	男子	女子	全体	男子	女子	全体		
充実感	M	18.48	17.84	18.13	16.11	16.83	16.48	17.08	17.99	17.55	6.19**	2<1
	SD	4.58	4.34	4.45	4.49	4.58	4.53	4.44	4.41	4.44		
希望	M	14.75	14.67	14.71	13.89	13.48	13.68	14.63	14.23	14.42	4.03*	2<1
	SD	3.62	3.66	3.63	3.50	3.56	3.53	3.34	2.90	3.12		

P<.05*, P<.01**

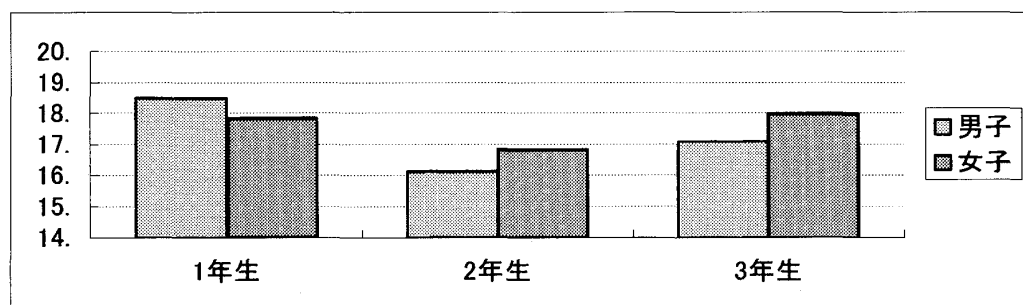


Figure 1 学年別・性別の「充実感」得点の平均値

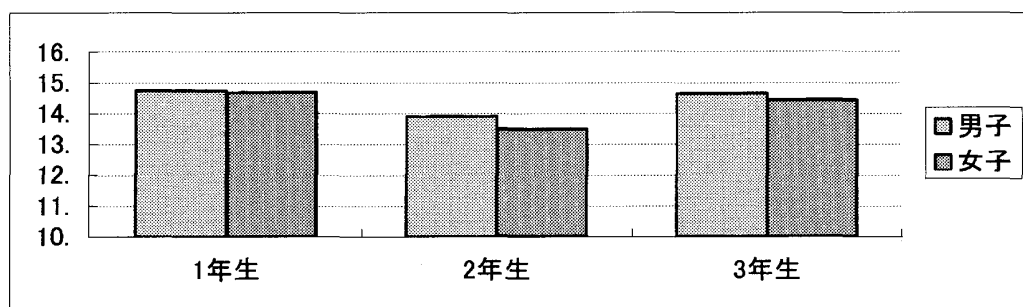


Figure 2 学年別・性別の「希望」得点の平均値

（２）高校進学動機が時間的態度に及ぼす影響

石嶋・橘川（2006）は、中学生の高校進学動機に関する項目について因子分析を行った結果、永作・新井（2003）と同様、3 因子構造（「外的・取り入れの調整」、「同一化的調整」、「統合的・内的調整」）を得ている。

第Ⅰ因子では、“普通は学校に行くものだから”，“高校に行かないと恥ずかしいから”，“親や保護者が行けというから”などの項目に高い負荷量が認められた。高校への進学は、外的要求や義務感、恥の意識などの外的・内的圧力によって統制されている。すなわち、高校進学は自らの意思によってではなく、受動的に選択されている状態であり、他律的な高校進学動機と言えるため「外的・取り入れの調整」と命名した。

第Ⅱ因子では，“自分の学力を上げたいから”，“勉強したほうが得だと思うから”，“自分の将来の夢をかなえるため”などの項目に高い負荷量が認められた。高校への進学は、自分にとって重要なこと必要なこととして受け入れられている。すなわち、積極的な価値づけによって自ら進んで高校進学が選択されている状態であり、自律的な高校進学動機と言えるため「同一化的調整」と命名した。

第Ⅲ因子では，“高校というものが楽しそうだから”，“行事がおもしろそうだから”などの項目に高い負荷量が認められた。ほとんど高校進学そのものが目的とされ、自ら好んで進学が選択されている状態であり、自律的な高校進学動機と言えるため、「統合的・内的調整」と命名した。

このように、石嶋・橘川（2006）における因子分析によって抽出された3 タイプの高校進学動機が、時間的態度に対して、それぞれどのような影響を与えているのか検討するために、高校進学動機の3 下位尺度（「外的・取り入れの

調整」、「同一化的調整」、「統合的・内的調整」）を独立変数、時間的態度の2 下位尺度（「充実感」、「希望」）それぞれを従属変数とする重回帰分析（強制投入方式）を学年別に行った。学年別に分析を行う理由は、中学校生活における高校進学の問題の切実さは、学年によって異なることが予想され、高校進学動機と時間的態度の関係は、学年によって異なることが推測されるからである。

なお分析にあたり、多重共線性に留意する必要があるが、豊田（1998）の示した基準に従えば、多重共線性は生じていないと考えられる。

1. 3 年生のデータを対象とした重回帰分析

高校進学動機の3 下位尺度を独立変数、時間的態度の2 下位尺度それぞれを従属変数とする重回帰分析を3 年生のデータを対象に行った。その結果を Table 2 に示す。

分析の結果、「外的・取り入れの調整」では、「充実感」と「希望」に対する有意な負の影響が認められた（順に $\beta = -.345, p < .01$; $\beta = -.247, p < .01$ ）。すなわち、「同一化的調整」、「統合的・内的調整」による動機づけが一定である場合、外的圧力や義務感によって他律的に進学が動機づけられている生徒ほど、現在の生活や自分の未来を否定的に捉えていることが示された。

次に「同一化的調整」では、「充実感」に対して有意な正の影響が認められた（ $\beta = .215, p < .01$ ）。すなわち、「外的・取り入れの調整」、「統合的・内的調整」による動機づけが一定である場合、高校に進学することの重要性や必要性を認識し、自律的に進学が動機づけられている生徒は、あまりそうでない生徒に比べて、現在の生活を肯定的に捉えていることが示された。

そして「統合的・内的調整」では、「充実感」と「希望」に対して有意な正の影響が認められた（順に $\beta = .450, p < .01$; $\beta = .366, p < .01$ ）。すなわち、高校生活の楽しさや魅力によって自律

的に進学が動機づけられている生徒ほど、現在の生活や自分の未来を肯定的に捉えていることが示された。また、「統合的・内的調整」では、標準偏回帰係数の絶対値が「外的・取り入れ的調整」，「同一化的調整」に比べて大きく、時間的態度との関係が強いことが示唆された。

なお、回帰式全体の説明率は、いずれの分析においても有意だった〔充実感： $R_2=.303$ ($F(3, 142)=21.99, p<.01$)；希望： $R_2=.194$ ($F(3, 142)=12.66, p<.01$)〕。

2. 2年生のデータを対象とした重回帰分析

高校進学動機の3下位尺度を独立変数、時間的態度の2下位尺度を従属変数とする重回帰分析を2年生のデータを対象に行った。その結果をTable 3に示す。

分析の結果、「外的・取り入れ的調整」では、「充実感」と「希望」に対して有意な負の影響が認められた ($\beta = -.380, p<.01$; $\beta = -.320, p<.01$)。すなわち、3年生の場合と同様に、外的圧力や義務感による他律的な動機づけは、現在の生活や自分の未来に対する否定的な感情を高める傾向が示された。

次に「同一化的調整」では、「希望」に対して有意な正の影響が認められ ($\beta = .374, p<.01$)，個人的な重要性や必要性による自律的な動機づけは、自分の未来に対する肯定的な感情を高める傾向が示された。

そして「統合的・内的調整」では、「充実感」に対して有意な正の影響が認められ ($\beta = .296$,

$p<.01$)，高校生活の楽しさや魅力による自律的な動機づけは、現在の生活に対する肯定的な感情を高める傾向が示された。

なお、回帰式全体の説明率は、いずれの分析においても有意だった〔充実感： $R_2=.156$ ($F(3, 132)=9.34, p<.01$)；希望： $R_2=.150$ ($F(3, 132)=8.92, p<.01$)〕。

3. 1年生のデータを対象とした重回帰分析

高校進学動機の3下位尺度を独立変数、時間的態度の2下位尺度それぞれを従属変数とする重回帰分析を1年生のデータを対象に行った。その結果をTable 4に示す。

分析の結果、「外的・取り入れ的調整」では、「充実感」と「希望」に対して有意な負の影響が認められた ($\beta = -.455, p<.01$; $\beta = -.218, p<.01$)。すなわち、2・3年生の場合と同様に、外的圧力や義務感による他律的な動機づけは、現在の生活や自分の未来に対する否定的な感情を高める傾向が示された。

次に「同一化的調整」では、「希望」に対して有意な正の影響が認められ ($\beta = .301, p<.01$)，2年生の場合と同様に、個人的な重要性や必要性による自律的な動機づけは、未来に対する肯定的な感情を高める傾向が示された。

そして「統合的・内的調整」では、「充実感」と「希望」に対して有意な正の影響が認められ ($\beta = .381, p<.01$; $\beta = .175, p<.05$)，3年生の場合と同様に、高校生活の楽しさや魅力による自律的な動機づけは、現在の生活や自分の未来に

Table 2 時間的態度の各下位尺度を従属変数とした重回帰分析 (3年生)

独立変数	充実感		希望	
	β	r	β	r
外的・取り入れ的調整	-.345**	-.113	-.247**	-.062
同一化的調整	.215*	.332**	.181	.293**
統合的・内的調整	.450**	.459**	.366**	.390**
R ²	.303**		.194**	

β : 標準偏回帰係数, r: 相関係数, R²: 決定係数, P<.05*; P<.01**

Table 3 時間的態度の各下位尺度を従属変数とした重回帰分析 (2 年生)

独立変数	充実感		希望	
	β	r	β	r
外的・取り入れの調整	-.380**	-.214**	-.320**	-.137
同一化的調整	.165	.136	.374**	.290**
統合的・内的調整	.296**	.240**	.103	.159
R2	.156**		.150**	

β : 標準偏回帰係数, r: 相関係数, R2: 決定係数, $P < .01$ **

Table 4 時間的態度の各下位尺度を従属変数とした重回帰分析 (1 年生)

独立変数	充実感		希望	
	β	r	β	r
外的・取り入れの調整	-.455**	-.339**	-.218**	-.086
同一化的調整	.088	.114	.301**	.310**
統合的・内的調整	.381**	.314**	.175*	.256**
R2	.270**		.140**	

β : 標準偏回帰係数, r: 相関係数, R2: 決定係数, $P < .05$ *; $P < .01$ **

対する肯定的な感情を高める傾向が示された。

なお、回帰式全体の説明率は、いずれの分析においても有意だった〔充実感: $R_2 = .270$ ($F(3, 154) = 20.36, p < .01$); 希望: $R_2 = .140$ ($F(3, 155) = 9.59, p < .01$)〕。

(3) 高校進学動機の複合的タイプと時間的態度の関係

個々の生徒の高校進学動機を考えた場合、単一の進学動機だけではなく、同時に複数の進学動機を保持し、進学に向けて動機づけられていると考えられる。例えば、「自分の将来のために必要だから」という自律的な動機をもっていたとしても、同時に「普通は高校に行くものだから」という他律的な動機も保持していることが考えられる。すなわち、程度の違いはあれ、中学生は様々な高校進学動機を同時に保持していると思われる。

石嶋・橘川 (2006) は、高校進学が最も切実な状況にある 3 年生を対象に高校進学動機の 3 下位尺度の得点を用いて、Ward 法によるクラスター分析を行った。デンドログラムを参考に

第 5 クラスターまでの分析結果を採用し、3 年生 148 名を 5 つのグループに分類した。

第 1 クラスター (36 名: 24.3%) は、自律的動機づけ (「同一化的調整」・「統合的・内的調整」) と他律的動機づけ (「外的・取り入れの調整」) の両方によって、高校進学が比較的強く動機づけられているグループ。第 2 クラスター (35 名: 23.6%) は、高校進学に対する動機づけが弱いグループ。第 3 クラスター (15 名: 10.1%) は、主に「統合的・内的調整」(高校生活の楽しさ・魅力) によって進学が動機づけられているグループ。第 4 クラスター (24 名: 16.2%) は、主に「同一化的調整」(個人的な重要性・必要性) と「統合的・内的調整」(高校生活の楽しさ・魅力) によって進学が動機づけられているグループ。第 5 クラスター (38 名: 25.7%) は、主に「外的・取り入れの調整」(外的圧力や義務感) によって進学が動機づけられているグループであった。

ここでは、これら高校進学動機の複合的タイプによって、時間的態度に有意差が認められる

か否かを明らかにするため、時間的態度の下位尺度「充実感」，「希望」の得点について、クラスターを要因とする1要因の分散分析を行った。その結果をTable 5に示す。また、時間的態度の各下位尺度の得点について、クラスター別の平均値をFigure 3に示す。

分析の結果，「充実感」，「希望」の両尺度において、クラスター間に有意差が認められた（順に、 $F(4,141)=10.75, p<.01$ ； $F(4,141)=10.29, p<.01$ ）。Tukey法による多重比較の結果，「充実感」では、第2・第5クラスターに比べ、第3・第4クラスターの方が有意に高かった。また第2クラスターに比べ、第1クラスターの方が有意に高かった。「希望」では、第2・第5クラスターに比べ、第1・第3・第4クラスターの方が有意に高かった。

第2・第5クラスターは，「充実感」，「希望」とも得点が低かった。第2クラスターは、高校進学に対する動機づけが弱いグループであり、卒業後の進路として高校進学を考えてはいないが、進学先の選択・決定に対して積極的に関与できていない状態にある。高校進学が自明で

ある状況において、自ら積極的に関与できていないことが現在の生活や自分の未来に対する否定的な感情を生じさせているのではないかと推測される。また、第5クラスターは、主に外的圧力や義務感によって他律的に進学が動機づけられているグループである。進路選択は外的・内的圧力によって統制されており、自己決定感が得られにくい状態にある。そのことが、現在の生活や自分の未来に対する否定的な感情を生じさせているのではないかと推測される。

一方、第3・第4クラスターは、主に「同一化的調整」，「統合的・内的調整」によって自律的に高校進学が動機づけられており、進路選択に対する自己決定感が高く、高校生活を肯定的に捉えているグループである。進路を自らの意志で選択できているということや高校生活に対する肯定的な認知や感情が、現在の生活や自分の未来に対する肯定的な感情を生じさせているのではないかと推測される。

第1クラスターは、第3・4クラスターと同様に「同一化的調整」，「統合的・内的調整」の得点が高いが、同時に「外的・取り入的調

Table 5 各クラスターにおける時間的態度下位尺度得点の平均値・標準偏差および分散分析結果

	第1クラスター		第2クラスター		第3クラスター		第4クラスター		第5クラスター		F値	多重比較 (Tukey法)
	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD		
充実感	18.20	(4.65)	15.20	(3.92)	20.13	(3.66)	20.88	(2.85)	15.92	(3.98)	10.75**	2・5<3・4, 2<1
希望	15.76	(2.84)	13.51	(2.86)	16.00	(2.70)	15.79	(2.73)	12.45	(2.75)	10.29**	2・5<1・3・4

$P<.01^{**}$

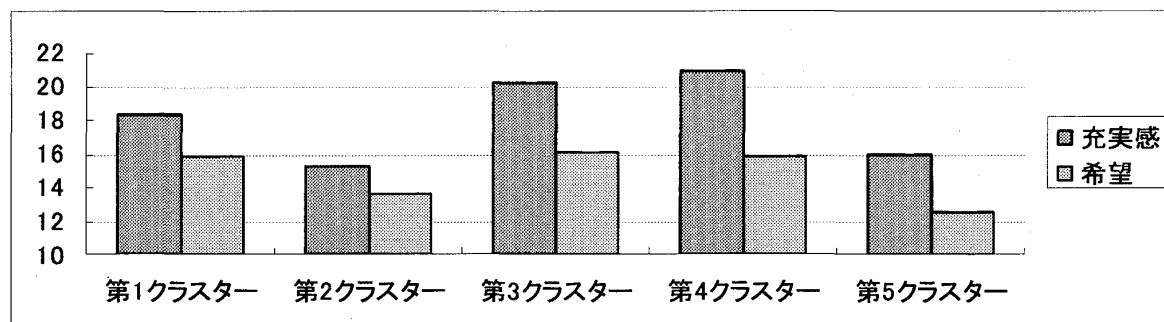


Figure 3 各クラスターにおける時間的態度下位尺度得点の平均値

整」の得点も高いグループである。「充実感」尺度において、第1クラスターは、第2クラスターに比べて有意に得点が高かったが、第5クラスターとの間には有意差は認められなかった。第5クラスターは、第1クラスターと同様に「外的・取り入れ調整」の得点が全体の中で高いグループである。すなわち、第1クラスターと第5クラスターの間には有意差が認められなかったのは、「外的・取り入れ調整」の得点の高さが関係していると考えられる。第1クラスターでは、高校進学に対する自律的な動機づけと共に、他律的な動機づけも同時に保持されている。そのように相反する動機づけを同時に抱えていることが、現在の生活に対する肯定的な感情を抑制しているのではないかと推測される。

全体考察

本研究の目的は、中学生の高校進学動機が時間的態度に及ぼす影響について検討することであった。高校進学動機の3下位尺度を独立変数、時間的態度の2下位尺度それぞれを従属変数とする重回帰分析、及び高校進学動機の複合的タイプと時間的態度の関係について分散分析による検討の結果から、高校進学動機は時間的態度を有意に説明しうることが示唆された。

石嶋・橘川(2006)では、高校進学動機から教育的進路成熟(進学先の選択・決定への取り組み姿勢)に対する有意な影響が認められたが、本研究の結果から、高校進学動機は、高校進学に関わる進路選択活動に限らず、中学生の生活全体や自分の未来に対する態度にも影響を与えていることが示唆された。

本研究では、中学生の高校進学動機を「外的・取り入れ調整」、「同一化的調整」、「統合的・内的調整」の3タイプによって捉えたが、これら3タイプの動機から時間的態度に対してそれぞれ異なる影響が認められた。まず、「外

的・取り入れ調整」からは時間的態度に対して負の影響を与える傾向が示された。その一方、「同一化的調整」と「統合的・内的調整」では、正の影響を与える傾向が示され、その傾向はとりわけ「統合的・内的調整」において顕著であった。

このように各高校進学動機から時間的態度に対して異なる影響を生じさせている要因として、自己決定性の認知や自己決定感が考えられる。各高校進学動機の間には差異について考えてみた場合、「外的・取り入れ調整」と「同一化的調整」・「統合的・内的調整」は、高校進学に対する動機づけが自律的か他律的かという点で大きく異なる。そして、「同一化的調整」と「統合的・内的調整」は、同じく自律的な動機づけであるが、「同一化的調整」は、あくまでも手段的な動機づけであるのに対して、「統合的・内的調整」は、ほとんど高校進学そのものが目的とされた動機づけであるという点で異なる。これらの高校進学動機の違いについて、自己決定理論における動機づけ分類を援用して考えると、「外的・取り入れ調整」、「同一化的調整」、「統合的・内的調整」の違いは、自己決定性の認知や自己決定感によって説明することが可能である。すなわち、各高校進学動機から時間的態度に対する異なる影響は、高校進学動機の自己決定性の違いによるものと推測することができる。

杉山(1999)は、時間的態度の先行要因として一般的統制感に注目し、内的統制群(自分自身の行動がある成果や結果をもたらすという期待が高い)は、外的統制群(自分の行動以外の外的な力が結果の生起を左右する期待が高い)に比べて、現在の生活や自分の未来をより肯定的に捉えていることを明らかにした。また、同様の傾向を示す結果が、杉山(1994)、杉山・神田(1996)において示されている。さらに未来展望と有能感

の関係について検討を行った南・光富（1990）においても、統制感と未来に対する感情の関連が指摘されている。これら一連の先行研究では、時間的態度に影響を及ぼす要因として統制感、すなわち結果の随伴性認知の存在を明らかにしている。

本研究において時間的態度の先行要因として想定した高校進学動機は、自己決定性（自分自身が自らの行動の原因であるか否か）の異なる動機であり、統制感（結果の随伴性の認知）とは異なる概念であるが、本研究の結果から、自己決定性の認知やそれに伴う自己決定感も時間的態度を規定する要因の1つであることが示唆された。すなわち、行動の結果に対する統制だけでなく、行動の始発性や原因性に対する統制も現在の生活や自分の未来に対する感情に影響を及ぼしている可能性が示唆された。

今後は、縦断的研究や質的データの収集・分析によって高校進学動機と時間態度の因果関係をより明確にしていくこと、加えて、自己決定性の認知・感情と時間的態度の関連についてより詳細に検討していくことが課題である。

引用文献

- Deci, E. L., & Ryan, R. M. 1985 Intrinsic motivation and self-determination in human behavior. New York : Plenum Press.
- 林潔 1994 Depression 水準の測定および Depression と時間的展望との関連の検討 白梅短期大学紀要, 31, 153-161.
- 石嶋宏規・橘川真彦 2006 中学生の高校進学動機が教育的進路成熟に及ぼす影響 教育実践総合センター紀要, 29, 229-240.
- 小宮山要・西村駒次郎・西村光子 1963 青年期における Time perspective と態度との関係 - (1)職業に対する態度- 日本心理学会第 27 回大会発表論文集, 370.
- 小宮山要 1975 青年の時間的展望に関する研究(2) 日本心理学会第 39 回大会発表論文集, 510.
- 小宮山要 1989 青年の時間的展望に関する研究 - 未来の時間的展望の明暗と時間次元に対する態度の比較- 桜美林短期大学紀要, 25, 105-126.
- レヴィン K. 猪股佐登留(訳) 1956 社会科学における場の理論 誠信書房 (Lewin, K. 1951 Field theory and social science. New York : Harper.)
- 牧野由美子・金築優・宮下絵美子 2003 青年期における無気力感と時間的展望 - 目標の分析を通じて- 聖徳大学心理相談研究所紀要, 1, 17-23.
- 南博文・光富隆 1990 青年期における未来展望と有能感の関係に関する研究 広島大学教育学部紀要, 38, 241-248.
- 文部省 1999 中学校進路指導改善の現況と今後の期待 - 中学校における進路指導に関する総合的実態調査から- 日本進路指導協会
- 永作稔・新井邦二郎 2003 自律的高校進学動機尺度作成の試み 筑波大学心理学研究, 26, 175-182.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. 2000a Intrinsic and extrinsic motivations : classic definition and new directions. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 54-67.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. 2000b Self-determination theory and the facilitation of Intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist*, 55, 68-78.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. 2002 An overview of self-determination theory :

An organismic-dialectical perspective. In
Deci, E. L., & Ryan, R. M.(Eds.), *Handb-
ook of self-determination research*.
New York : University of Rochester
Press. Pp.3-33.

白井利明 1994a 時間的展望の生涯発達に関
する研究の到達点と課題 大阪教育大学紀
要 第IV部門, 42, 187-216.

白井利明 1994b 時間的展望体験尺度の作成
に関する研究 心理学研究, 65, 54-60.

杉山成 1994 中学生における一般的統制感
と時間的展望の関連性 教育心理学研究,
42, 415-420.

杉山成・神田信彦 1996 青年期における一般
的統制感と時間的展望 -アパシー傾向と
の関連性- 教育心理学研究, 44,
418-424.

杉山成 1999 時間的展望の先行要因として
の統制感 小樽商科大学人文研究, 97,
101-115.

豊田秀樹 1998 統計ライブラリー 共分散
構造分析<入門編> -構造方程式モデリ
ンガー 朝倉書店

都筑学 1984 青年の時間的展望の研究 大
垣女子短期大学研究紀要, 19, 57-65.